

هموارسازی هسته‌ها تا دوره نگار با استفاده از فاصله کولبک

غلامعلی پرهام سحر درزانی

گروه ما را دانشگاه شهید چمران اهواز

چکیده در سریهای زمانی روش هموارسازی هسته‌ای تا دوره نگار یک روش ناپارامتری رایج برای ورود تا چگالی فنی است نکته مهم در اجرای این روش انتخاب یک پهنای نوار برای هموارسازی است و یک صورت ادله از انتخاب پهنای نوار انتخابی است که مقدار فاصله KL بین ورود هموار شده و هدف واقعی را منبهم سازد معهداً این روش در عمل کاربرد ندارد دلیل اینکه فاصله KL یک کمیت نامعلوم است این مقاله یک ورود را برای این فاصله ارائه کرده و نشان می‌دهد که این ورود سازگار است

واژه‌ها کلید فاصله کولبک لپلا هموارسازی تا دوره نگار تا چگالی فنی

مقدمه

هموارسازی هسته‌ای تا دوره نگار یک روش رایج برای ورود کردن تا چگالی فنی صورت ناپارامتری است روشهای متعددی برای این منظور پیشنهاد شده‌اند که شامل هموارسازی هسته‌ای^۱ و هموارسازی اسپلان^۲ و تکنیکهای موجکی^۳ می‌باشند در این مقاله ما درباره هموارسازی هسته‌ای بحث می‌کنیم یکی از مولفه‌های هموارسازی هسته‌ای انتخاب یک پهنای نوار برای هموارسازی است در این مقاله یک روش انتخاب پهنای نوار را یافتن پهنای نواری که مقدار اختلاف نامعلوم KL را بین ورود هموار شده و هدف واقعی منبهم کند پیشنهاد می‌شود نشان داده می‌شود که این ورود اختلاف نوار و سازگار است سپس پهنای نواری که این ورود اختلاف را منبهم کند عنوان پهنای نوار نهایی انتخاب می‌شود هم چنین می‌توان نشان داد که اختلاف KL یک اندازه فاصله بهتر نسبت به فاصله‌ای است که معمولاً استفاده می‌شود

1) kernel smoothing 2) spline smoothing 3) wavelet techniques

پیشنه

الف هموارساز تا دوره نگار

فرض کنید $\{x_t\}$ یک مقدار واقعی از یک فریند مانا اما مانگن صفر و تا چگالی فی نامعلوم f و $x_0, x_1, \dots, x_{2n-1}$ مشاهداتی متناهی از فریند $\{X_t\}$ باشند هدف ورود f و سله مشاهدات x_t است تا دوره نگار n صورت زر تعریف می شود

$$I(\omega) = \frac{1}{\pi \times n} \left| \sum_{t=0}^{2n-1} x_t e^{(-i\omega t)} \right|^2; \quad i = \sqrt{-1}, \quad \omega \in [-\pi, \pi]$$

رای ساده کردن نمادگذاری قرار می دهیم

$$f_j = f(\omega_j), \quad I_j = I(\omega_j)$$

که در n $\omega_j = \frac{2\pi j}{2n}$ سامدهای فور n نامده می شوند از نجا که تا چگالی فی حول $\omega = \pi$ متقارن است در دنباله مشاهدات روی f_j های که $j = 0, \dots, n-1$ است متمرکز می شویم اغلب مدل زر رای I_j ها در n می گزم و

$$I_j = f_j \varepsilon_j, \quad j = 0, \dots, n-1 \quad (1)$$

که ε_j متغیرهای مستقل نمایی استاندارد هستند پس

$$var(I_j) = f_j^2 \quad E(I_j) = f_j$$

همان ورکه مشاهده می شود واریانس I_j n اندازه نمونه بستگی ندارد و نارن گرچه ورود f نار است اما یک ورود n بخش نمی باشد زرا سازگار نیست نارن n ندرت از I_j رای ورود f_j استفاده می شود یک راه ممکن رای دست وردن بهتر رای f_j هموار کردن I_j هاست دران مقاله ورودگر هسته ای زر رای f_j ها فرض می کنیم

$$\hat{f}_j = \frac{\sum_{m=-n}^{2n-1} K_h(\omega_m - \omega_j) I_m}{\sum_{l=-n}^{2n-1} K_h(\omega_l - \omega_j)} \quad j = 0, \dots, n-1 \quad (2)$$

که در n $K_h(\cdot) = \frac{1}{h} K_h(\frac{\cdot}{h})$ و K_h یک تا چگالی احتمال متقارن وده و تا هسته ای نامده می شود پهنای نوار h یک پارامتر هموار سازی نامنفی است که مقدار هموار سازی را کنترل می کند f_j تابعی از h است اما رای سادگی ان وابستگی را در نمادگذاری نشان نمی دهیم همچنین در بسیاری از مسال هموار سازی هسته ای حدود \sum در را n مقدار $n-1$ هستند اما وجود ان از نجا که اثر حدود مرزی می تواند و سله هموار سازی متنا و کنترل شود

ز ر تعریف می‌کنیم

$$\Delta_{KL}(\hat{f}, f) = - \sum_{j=0}^{n-1} \left(\frac{\hat{f}_j}{f_j} - \log \frac{\hat{f}_j}{f_j} - \right)$$

حال چون مقدار کمیت Δ_{KL} یک کمیت نامعلوم است n را به صورت ز ر ورود می‌کنیم

$$\hat{\Delta}_{h,k} = - \sum_{j=0}^{n-1} \left\{ \frac{k}{\sum_{m=-k}^k I_{j+m}} \left(\hat{f}_j - \sum_{m=-k}^k W_{m-j} I_{j+m} \right) + \sum_{m=-k}^k W_{m-j} - \log \frac{\hat{f}_j}{f_j} + \gamma - \right\}$$

که $\gamma = /$ مقدار ثابت اولر و k یک پارامتر عددی مثبت از قبیل تعین شده است که مقدار n بستگی به انتخاب شده دارد ساختار $\hat{\Delta}_{h,k}$ را به صورت ز ر تشریح می‌کنیم هدف جستجوی یک ورودگر نادر رای Δ_{KL} است رای این منور دو کمیت $\log \frac{\hat{f}_j}{f_j}$ و $\frac{\hat{f}_j}{f_j}$ را ورود می‌کنیم اولن عبارت را $\log \frac{\hat{f}_j}{I_j} - \gamma$ ورود می‌کنیم ز را

$$E \left\{ \log \frac{\hat{f}_j}{I_j} - \gamma \right\} = E \left\{ \log \frac{\hat{f}_j}{f_j} \right\}$$

عبارت دوم را به علت وجود $\frac{1}{f_j}$ نمی‌توان $\frac{\hat{f}_j}{I_j}$ ورود کرد ز را تحت مدل $E \left(\frac{1}{I_j} \right) = \infty$ رای غلبه ران مشکل ما ازان حقیقت استفاده می‌کنیم که اگر f ورمو معی هموار باشد نگاه رای کوچک k کوچک $f_{j+k} \approx \dots \approx f_{j-k}$ به ان ترتیب I_{j-k}, \dots, I_{j+k} ها به ورم تقریبی مستقل و هم توزیع نمایانگن f_j خواهند بود بنابراین دارم

$$E \left\{ \frac{1}{\sum_{m=-k}^k I_{j+m}} \right\} \approx \frac{1}{k f_j}$$

پس می‌توان $\frac{1}{f_j}$ را $k / \sum_{m=-k}^k I_{j+m}$ ورود نمود حال $\frac{\hat{f}_j}{f_j}$ را به دو قسمت به صورت ز ر تجزیه می‌کنیم

$$\frac{\hat{f}_j}{f_j} = \sum_{m=-k}^k W_m \frac{I_{j+m}}{f_j} + \frac{\hat{f}_j - \sum_{m=-k}^k W_m I_{j+m}}{f_j}$$

علاوه بر آن همگرایی $\hat{\Delta}_{h,K}$ و مقدار نامعلوم $\Delta_{KL}(\hat{f}, f)$ را راست

$$\Theta = \text{O}_{pr} \left\{ \left(\frac{b}{n} \right)^{\frac{1}{2}} \right\} \quad ()$$

که b مشاهده شده در بالا که همچون تعداد مشاهدات کار رده شده رای ورود هر \hat{f}_j است نقش دوگانه ای را h از می کند زیرا اگر L رد K باشد داریم $b = \lfloor \ln h \rfloor$ هم چنین توجه کند که از روی مشاهده می گردد که اثر k از قبل انتخاب شده روی $E(\Theta)$ و $\text{Var}(\Theta)$ زمانه که $n \rightarrow \infty$ از ن می رود

اثبات رای سادگی نمادگذاری قرار می دهیم $\hat{f}_j^k = \sum_{m=-k}^k W_m I_{j+m}$ همچنین Θ را به صورت زیر تجزیه می کنیم $\Theta = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} \Theta_j$ که در ن

$$\Theta_j = \log I_j - (\log f_j - \gamma) + \frac{k(\hat{f}_j - \hat{f}_j^k)}{\sum_{m=-k}^k I_{j+m}} + \sum_{m=-k}^k W_m \frac{\hat{f}_j - f_j}{f_j}$$

اثبات را آمد گرفتن از Θ_j و استفاده از آن حقیقت که مشاهدات مستقلند داریم

$$E(\Theta_j) = E(\hat{f}_j - \hat{f}_j^k) E \left(\frac{k}{\sum_{m=-k}^k I_{j+m}} \right) + \sum_{m=-k}^k W_m \frac{E(\hat{f}_j - f_j)}{f_j} \quad ()$$

قرار دهیم

$$x_{\wedge} = \min(f_{j-k}, \dots, f_{j+k}), \quad x_{\vee} = \max(f_{j-k}, \dots, f_{j+k})$$

استفاده از $\frac{1}{x_{\wedge}} \leq E \left\{ \frac{k}{\sum_{m=-k}^k I_{j+m}} \right\} \leq \frac{1}{x_{\vee}}$ و را ω خواهیم داشت

$$|E(\Theta_j)| \leq E(\hat{f}_j) \omega \left(\frac{1}{f}, \frac{k\pi}{n} \right) \leq \max_j(\hat{f}_j) \omega \left(\frac{1}{f}, \frac{k\pi}{n} \right) \quad ()$$

را ω از مانگن گری را ω حاصل می شود
 اثبات در ابتدا عبارت Θ_j را به صورت زیر تجزیه می کنیم

$$\begin{aligned} V_j &= \log I_j - (\log f_j - \gamma) \\ Z_j &= (\hat{f}_j - \hat{f}_j^k) \left(\frac{k}{\sum_{m=-k}^k I_{j+m}} - \frac{1}{f_j} \right) \\ X_j &= \sum_{m=-k}^k W_m \frac{I_{j-m} - f_j}{f_j} \end{aligned}$$

واضح است که $E(\Theta_j)^2 \leq E(V_j)^2 + E(Z_j)^2 + E(X_j)^2$ و تحت مدل حال $E(V_j)^2 = \frac{\pi^2}{6}$

$$\begin{aligned} E(Z_j)^2 &\leq E\left\{(\hat{f}_j - \hat{f}_j^k)^2\right\} \left(\frac{k}{k - x_j^2} - \frac{1}{x_j^2 f_j} + \frac{1}{f_j^2}\right) \\ &\leq E\left\{(\hat{f}_j - \hat{f}_j^k)^2\right\} \left(\frac{1}{x_j^2(k - \cdot)} + \left(\frac{1}{x_j^2} - \frac{1}{x_j^2}\right)\right) \\ &\leq \frac{\max_j(f_j)^2}{(k - \cdot) \min_j(f_j)^2} + \frac{\max_j(f_j)^2}{\min_j(f_j)^2} \omega\left(\frac{1}{f}, \frac{k\pi}{n}\right) \quad () \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E(X_j)^2 &= \left(\sum_{m=-k}^k W_m \frac{f_{j+m} - f_j}{f_j}\right)^2 + \sum_{m=-k}^k W_m^2 \frac{f_{j+m}^2}{f_j^2} \\ &\leq \left\{\max_j(f_j) \omega\left(\frac{1}{f}, \frac{k\pi}{n}\right)\right\}^2 + \frac{\max_j(f_j)^2}{\min_j(f_j)^2} \quad () \end{aligned}$$

از ترکیب روابط و استفاده از این حقیقت که Θ_i و Θ_j برای $|i - j| > b$ از هم مستقلند داریم

$$\begin{aligned} \text{Var}(\Theta) &\leq E(\Theta)^2 = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n E(\Theta_i \Theta_j) \\ &\leq \frac{1}{n^2} \sum_{|i-j|>b} E(\Theta_i)E(\Theta_j) + \frac{1}{n^2} \sum_{|i-j|\leq b} \left\{E(\Theta_i)^2 E(\Theta_j)^2\right\}^{\frac{1}{2}} \\ &\leq \left\{\max_j(f_j) \omega\left(\frac{1}{f}, \frac{k\pi}{n}\right)\right\}^2 \\ &\quad + \frac{b - \cdot}{n} \left\{\frac{C_{\setminus}(f)}{k - \cdot} + C_{\vee}(f) \omega\left(\frac{1}{f}, \frac{k\pi}{n}\right) + C_{\vee}(f)\right\} \end{aligned}$$

که در ن

$$C_{\setminus}(f) = \frac{\max_j(f_j)^2}{\min_j(f_j)^2}, \quad C_{\vee}(f) = \frac{\max_j(f_j)^2}{\min_j(f_j)}, \quad C_{\vee}(f) = \frac{\pi^2}{6} + \frac{\max_j(f_j)^2}{\min_j(f_j)^2}.$$

اثبات از آنجا که f لپشس و از پان ه صفر کراندار است وقتی که $n \rightarrow \infty$ داریم

$$\omega\left(\frac{1}{f}, \frac{k\pi}{n}\right) \leq K\left(\frac{k\pi}{n}\right) \rightarrow \cdot$$

این به معنای آن است که $E(\Theta) \rightarrow a$ سانی ملاحظه می‌شود که اگر b یک مقدار ثابت بوده باشد $\Delta_{KL}(\hat{f}, f) \rightarrow 0$ و $Var(\Theta) \rightarrow 0$ ناروان از رواج و نتیجه می‌شود که $\Theta = O_{pr}\left\{\left(\frac{b}{n}\right)^{1/2}\right\}$ علاوه بر فرات که فرض می‌کنیم که یک دنباله غیر نزولی b_n وجود دارد که $b_n = o(n^{1/3})$ نگاه

$$E\{\Delta_{KL}(\hat{f}, f)\} \geq \frac{C}{b_n} + o\left(\frac{1}{b_n}\right) \quad ()$$

که C تنها وابسته به K و f است علاوه بر سرعت همگرایی $\hat{\Delta}_{h,k}$ و $\Delta_{KL}(\hat{f}, f)$ شتر از سرعت همگرایی $\Delta_{KL}(\hat{f}, f)$ است سمت صفر است
اثبات را به دو نامساوی نیاز داریم ابتدا تعریف می‌کنیم $l(y) = (y - 1) - \log y$ و ناروان $\Delta_{KL}(\hat{f}, f) = n^{-1} \sum_{j=1}^n l(\hat{f}_j/f_j)$ کار ردن تقریب تلور $l(y) \approx \frac{1}{2}(y - 1)^2$ را برای $l(\hat{f}_j/f_j)$ استفاده از آن فرض که f ن صفر و ی نهات محدود شده است اول نامساوی را به صورت زیر دست می‌ورم

$$C = -\frac{\min_j(f_j)}{\max_j(f_j)}, \quad C \left(\frac{\hat{f}_j - f_j}{f_j} \right) \leq l \left(\frac{\hat{f}_j}{f_j} \right) \quad ()$$

رای دست وردن نامساوی دوم از حل را به زیر شروع می‌کنیم

$$E\left\{(\hat{f}_j - f_j)^2\right\} = var(\hat{f}_j) + \left\{E(\hat{f}_j) - f_j\right\}^2 \quad ()$$

از نجا که رای $|m| > \frac{b_n}{4}$ و زنه‌های W_m را صفر هستند داریم

$$\left\{E(\hat{f}_j) - f_j\right\}^2 = \left\{ \sum_{m=-n}^{\lfloor n-1 \rfloor} W_{m-j} E(I_m) - f_j \right\}^2 \leq \omega^2 \left(f, \frac{\pi b_n}{n} \right) \quad ()$$

$$\begin{aligned} Var(\hat{f}_j) &= \sum_{m=-n}^{\lfloor n-1 \rfloor} W_{m-j}^2 Var(I_m) \\ &= \sum_{m=-n}^{\lfloor n-1 \rfloor} W_{m-j}^2 f_j^2 + \sum_{m=-n}^{\lfloor n-1 \rfloor} W_{m-j}^2 (f_m^2 - f_j^2) \\ &\geq \sum_{m=-n}^{\lfloor n-1 \rfloor} W_{m-j}^2 \left\{ f_j^2 - \max_j(f_j) \omega \left(f, \frac{\pi b_n}{n} \right) \right\} \quad () \end{aligned}$$

- [6] Kooperberg, C., Stone, C.J. and Troung, Y.K. (1995). Logspline estimation of a possibly mixed spectral distribution. *Journal Of Time Series Analysis*, 16:359-388.
- [7] Linhart, H. & Zucchini, W.(1986). *Model Selection*. Wiley, New York.
- [8] Lee, T.C.M.(1997). A simple span selector for periodogram smoothing. *Biometrika*, 84: 965-969.
- [9] Moulin, P.(1994). Wavelet Thresholding techniques for power spectrum estimation. *IEEE Transactions on signal processing*, 42:3126-3136.
- [10] Pawitan, Y. and Osullivan, F. (1994). Nonparametric spectral density estimation using penalized whittle likelihood. *Journal of the American Statistical Association*, 89: 600-610.

Archive of SID